



Disponible en ligne sur

ScienceDirect
www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France

EM|consulte
www.em-consulte.com



MÉTHODOLOGIE

Des outils pour évaluer la sensibilité au renforcement sous Excel, R et Matlab

Tools to evaluate sensitivity to reinforcement in Excel, R and Matlab

Pier-Olivier Caron¹

Télé-Université, université du Québec, 5800, rue Saint-Denis, bureau 1105, Montréal, H2S 3L5 QC, Canada

Reçu le 11 juillet 2017 ; reçu sous la forme révisée le 30 janvier 2018 ; accepté le 31 janvier 2018

MOTS CLÉS

Loi de
l'appariement ;
Logiciel ;
Sensibilité au
renforcement ;
Conditionnement
opérant ;
R ;
Matlab ;
Excel

Résumé C'est dans les années 1990s que l'on note un accroissement important des études sur les applications en milieux naturels et en contextes appliqués de la loi de l'appariement. Le problème est cependant qu'il n'existe que des règles arbitraires non soutenues empiriquement et théoriquement pour évaluer si, effectivement, les comportements d'un agent respectent les prédictions de loi de l'appariement (si le modèle s'applique bien aux données comportementales). Depuis des travaux récents, une avenue intéressante se basant sur les propriétés statistiques inhérentes aux situations opérantes et utilisant ces dernières comme modèle nul répond à ce problème. Cette conceptualisation possède plusieurs avantages : elle s'accorde avec une perspective molaire-moléculaire du comportement, elle repose sur des mathématiques formelles et elle est flexible par rapport aux probabilités comportementales et de renforcement. Cependant, il n'existe aucune façon simple de réaliser ces calculs. Dans l'optique de démocratiser son utilisation et d'améliorer la qualité des études publiées sur la loi de l'appariement, l'objectif du présent article est de présenter trois logiciels implémentant les calculs du modèle et du test d'hypothèse pour évaluer la sensibilité au renforcement. Un exemple est présenté en guise de conclusion afin d'illustrer la procédure.

© 2018 Association Française de Therapie Comportementale et Cognitive. Publié par Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Adresse e-mail : pocaron19@gmail.com

¹ L'auteur a reçu une bourse du Fonds de recherche du Québec – Société et culture. L'auteur était au département de psychologie de l'université du Québec à Montréal pendant ces travaux.

<https://doi.org/10.1016/j.jtcc.2018.01.003>

1155-1704/© 2018 Association Française de Therapie Comportementale et Cognitive. Publié par Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Pour citer cet article : Caron P-O. Des outils pour évaluer la sensibilité au renforcement sous Excel, R et Matlab. Journal de thérapie comportementale et cognitive (2018), <https://doi.org/10.1016/j.jtcc.2018.01.003>

KEYWORDS

Matching law;
Software;
Sensitivity to
reinforcement;
Operant conditioning;
R;
Matlab;
Excel

Summary In the 1990s, there is an increase in the number of paper published on the matching law in natural and applied settings. In these transactional studies, the matching law is used as a tool to evaluate whether subjects' behavior is sensitive to contingencies of reinforcement. The problem however is that there is only arbitrary rules of thumb, neither supported empirically nor theoretically, to evaluate whether a subject's behavior is sensitive to reinforcement or not (i.e., if the subject's behavior follows the matching law). Recent works on the statistical properties in operant settings address this problem. The model proposed is that a subjects' behavior should be significantly different from random noise (randomly generated behavior). It is based on the following conjectures: response and reinforce rate follow a binomial distribution; reinforcer rates are conditional to response rates; response rates are correlated to each other. This leads to compute an expected correlation representing random variation in behavior-reinforcer contingencies to which the matching relation can be compared. This approach has numerous advantages such as being consistent with an molar-molecular perspectives, as being derived from formal mathematics, and as being flexible in accounting for different probabilities of reinforcement and responses. Unfortunately, there is no simple way to carry out the computation implied by this model. The current paper presents a software (in Microsoft Office Excel) and two scripts (in R and Matlab) implementing the works on the statistical properties in operant settings. They are all available online. Researchers and practitioners can enter the reinforcer and response probabilities in the top left corner. Choice of Type I error, unilateral or bilateral testing is implemented. The output is in the middle left of the spreadsheet and shows the hypothetical correlation (null hypothesis), the z-score and the *P*-value relevant to the hypothesis testing. Finally, the paper illustrates the procedure with an example. The results show a subject's behavior sensitivity to reinforcement with explained variance of 82% ($r = .90$). Based on the empirical data, response and reinforcer rates are then computed. Probabilities of responses to option 1 or 2 are .67 and .34 respectively and the unconditional (independent of response rate) probabilities of reinforcers are .66 and .59, which are relatively high. Given the observation sampling a correlation of -1 is added to the hypothesis model (correlation between response rate). Following the R and Matlab scripts or the Excel spreadsheet, the results shows that the hypothetical correlation is .78, $z = 1.87$, $P = .032$, which is significant with a unilateral test with a threshold of .05. Thus, the subjects' behaviors are likely to follow the matching law rather than being due to a random process. It is finally worth to note the flexibility of the null model. For instance, if reinforcer probabilities would have been lower, such as .20 and .30, then, in this case, the results would have been an hypothetical correlation of .50, $z = .87$, $P < 0.001$, suggesting a more important difference between the null model and the data. To conclude, the current work is an attempt to promote the use of quantitative analysis as well as a more rigorous approach in testing the matching law.

© 2018 Association Française de Therapie Comportementale et Cognitive. Published by Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

Introduction

La loi de l'appariement (angl. *matching law*, [1]) est un modèle provenant de l'analyse expérimentale du comportement. Elle s'est révélée décrire précisément les choix des organismes lorsque ceux-ci répondent à un programme de renforcement concurrent [2–11]. Spécifiquement, le modèle stipule que la fréquence d'un comportement est proportionnelle au taux relatif de renforçateurs obtenus. L'appariement possède une importante notoriété dans la littérature scientifique expérimentale et acquiert progressivement une importance clinique significative depuis les années 1990s [10].

S'ensuit depuis des études transactionnelles sur l'applicabilité de l'appariement en contexte naturel. Ces études focalisent principalement sur la description des choix d'humains. Leur objectif est d'évaluer l'étendue des situations dans lesquelles le modèle semble s'appliquer.

Si le programme de recherche est prometteur de prime abord, les chercheurs se butent sur la difficulté à tirer des conclusions expérimentalement valides. Le problème est

qu'en l'absence de contrôle de la variable indépendante, il est impossible de confirmer hors de tout doute le lien entre les taux comportementaux et de renforcement [12]. Dans leur majeure partie les études ont d'ailleurs recours à des devis non expérimentaux. En effet, 68 % des études transactionnelles sur l'appariement recourent à des observations descriptives où le protocole de recherche n'implique aucune manipulation expérimentale, restreignant l'applicabilité de leurs conclusions [13]. Autrement dit, en absence d'un devis expérimental, la problématique revient à déterminer à quel moment les résultats obtenus par la loi de l'appariement sont vraisemblablement dus au contrôle exercé par le ratio des renforçateurs sur les comportements de l'organisme.

Cette conclusion mène à un second problème : il est difficile de tirer la conclusion qu'un organisme suit effectivement les prédictions de la loi de l'appariement. Aucune règle théoriquement valide n'existe actuellement pour déterminer si l'organisme dans la situation opérante est sensible ou non aux contingences de renforcement. L'obtention de variances expliquées élevées n'est pas garante du contrôle des ratios de comportements par

rapport aux ratios de renforçateurs. Pourtant, toutes les études sur l'appariement, particulièrement les études transactionnelles, n'ont recours qu'à une heuristique de décision selon laquelle une variance expliquée de plus de 50 % est suffisante pour juger l'organisme sensible aux contingences [14, 15], et ce, sans égard à d'autres paramètres aussi intéressants, tels que la sensibilité et le biais. Ces paramètres, seuls, ne sont pas plus suffisants. L'heuristique est cependant problématique, car elle n'est ni justifiée théoriquement ni empiriquement.

À quel moment l'organisme est-il sensible ou non aux contingences de renforcement ? Pour répondre à cette question, une série d'études [10, 16, 17] propose l'idée selon laquelle une situation opérante possède des propriétés contraignant la fréquence d'apparition des comportements et des conséquences. L'idée sous-jacente est que les fréquences d'apparition des comportements et des renforçateurs sont conditionnelles les unes avec les autres. Cela corréle la fréquence des comportements et des renforçateurs et, conséquemment, la corrélation entre leurs ratios. Cette conjecture permet l'élaboration d'un modèle nul (un modèle ne contenant que l'influence des propriétés) permettant d'évaluer les relations d'appariement des organismes à la fois flexible et orientée théoriquement. Elles impliquent aussi que la variance expliquée obtenue par une relation d'appariement soit élevée sans nécessiter de processus comportementaux ou d'apprentissage.

Les études [16, 17] montrent que des contraintes simples et connues par la communauté en analyse du comportement ont une influence non négligeable sur les paramètres de la loi de l'appariement. Par exemple, la contrainte selon laquelle l'apparition d'une conséquence contingente doit être conditionnellement précédée de la présence d'un comportement (voir [18]) implique que la quantité de réponses est toujours supérieure à celle des renforçateurs, ou encore la contrainte selon laquelle les fréquences de deux comportements sont réciproques lorsque deux seules options sont possibles dans la population (voir [19]). La première contrainte explique à elle seule 47 % de la variance expliquée en moyenne et l'ajout de la seconde augmente le taux à 63 % [17].

Suite à ces travaux, un modèle nul permettant de calculer a priori l'influence des corrélations entre les comportements et les renforçateurs est proposé [20]. Le modèle se base sur le fait que ces articles aient engendré des résultats intéressants à la fois sur le plan de la conceptualisation des contraintes inhérentes au programme de renforcement, et aussi de leur influence non négligeable sur la loi de l'appariement. Essentiellement, ce modèle explique les très bons résultats, en termes de variance expliquée, de la loi de l'appariement et montre une piste intéressante afin d'évaluer les relations d'appariement.

L'utilité du modèle nul réside en sa quantification des corrélations entre les ratios des comportements et des renforçateurs moyennant quelques hypothèses sous-jacentes. Le modèle conceptualise ce qui est attendu dans une situation opérante lorsqu'aucun processus comportemental n'est impliqué. Il évalue si la relation d'appariement est due plausiblement aux contraintes de l'environnement. Au contraire, un participant dont les comportements se distinguent fortement du modèle nul signifie que d'autres phénomènes sont impliqués dans ces choix. Ainsi, un profil comportemental d'un participant qui ressemble à celui du

modèle indique que ses comportements ne se distinguent pas d'une structure aléatoire excluant la présence de processus d'apprentissage. L'intervenant préférera le modèle le plus simple, celui dont les construits hypothétiques sont les plus vraisemblables.

Le modèle possède plusieurs avantages. Il s'accorde avec une perspective molaire-moléculaire du comportement, il repose sur des mathématiques formelles, il est flexible par rapport aux probabilités comportementales et de renforcement, et il s'exporte facilement pour que d'autres chercheurs et intervenants puissent l'utiliser. Nous verrons chacun de ces points plus en détail.

Une force de la modélisation employée est qu'elle se conçoit aussi bien à l'échelle molaire que moléculaire. Les fondements statistiques sont aussi exacts lorsque la taille d'échantillon est faible que lorsqu'elle est élevée : c'est la précision et la puissance statistique qui varient. En utilisant une telle conceptualisation, le problème d'expliquer le processus menant à l'équilibre molaire de l'appariement s'évanouit. Il n'est pas nécessaire d'employer un mécanisme différent pour chacune des échelles ou, plus élégamment, de partir d'un modèle molaire et d'en créer un autre moléculaire qui, sur le plan formel, est plus insuffisant (voir à ce sujet [10]). Il s'agit ici d'une propriété avantageuse du modèle nul.

Une autre force du modèle est sa robustesse formelle. (Nous évitons la présentation complète du modèle dans le cadre de cet article. Le lecteur est référé à l'article [20] pour plus de détails sur la conceptualisation et trouvera en Annexe les détails des calculs.) Ce dernier se base sur des théorèmes garantissant sa véracité computationnelle. Cela ne certifie pas que les contraintes hypothétiques soient exactes (ce sont des conjectures), mais bien que les calculs qu'elles impliquent s'avèrent vrais sous toutes les conditions. Autrement dit, même si dans un futur proche, les chercheurs s'aperçoivent d'une limite dans l'applicabilité du modèle, les contributions seront encore valides. Il faut remarquer enfin que, puisque les hypothèses sous-jacentes sont explicites, la formalisation du modèle est facilement révisable. L'étude, quant à ses limites et son applicabilité, est d'autant plus facilitée. Cette contribution est en contraste avec le critère [14] selon lequel une variance expliquée de plus de 50 % suffit à conclure que l'organisme est sensible aux contingences de renforcement. Ce critère n'est pas soutenu ni empiriquement ni théoriquement alors que le modèle nul est dérivé d'hypothèses statistiques et que l'équation calculant la corrélation entre les ratios est formellement valide.

La troisième force du modèle nul est qu'il rend compte des probabilités de comportement et de renforcement. St. Peter et al. [21] mentionnent que lorsque la fréquence des conséquences est élevée, et puisque l'occurrence d'un renforçateur est conditionnelle à celle d'un comportement, alors la corrélation entre les ratios devient fallacieusement plus élevée. Le modèle nul rend compte de ce phénomène. Un exemple permettra de mieux comprendre. Dans une expérience hypothétique, un participant émet en moyenne 56 % de comportement b_j , 44 % de comportement b_e et chacune des réponses est associé respectivement avec une probabilité de renforcement est de 78 % et 67 %. Ces résultats entraînent, selon le modèle nul, une corrélation entre ratios de 0,85.

Par contre, si les probabilités de renforcement sont diminuées, par exemple, les deux à 40 %, alors la corrélation entre ratios est de 0,63. Le modèle répond par conséquent au problème soulevé par St. Peter et al. [21].

Devant autant d'avantages, il apparaît impératif d'offrir aux chercheurs intéressés des outils informatiques afin de réaliser simplement les calculs.

Fonctionnement du logiciel Excel

La présente section est un tutoriel montrant le fonctionnement du document informatique permettant de calculer automatiquement la corrélation hypothétique du modèle nul. Le document est une feuille de calcul sous Microsoft Office Excel 2010. Le document est disponible dans le matériel supplémentaire.

Avant de débiter, il faut noter que la relation d'appariement du sujet doit avoir été préalablement mesurée avant de mener la présente analyse. L'utilisateur est dirigé vers l'ouvrage de Reed [14] pour plus de détails sur l'analyse de la relation d'appariement. En fin de section, la programmation pour tester le modèle nul sous les logiciels R et Matlab est offerte. Les codes de programmation sont aussi disponibles avec cet article.

La Fig. 1 montre la feuille de calcul une fois que le téléchargement est complété et que le document est ouvert. La feuille est séparée en trois sections : l'entrée des données, les notes explicatives et la sortie statistique. Des données sont déjà entrées à titre illustratif. Il faut noter que les calculs sont intégrés dans une feuille de calcul masquée non nécessaire à l'utilisateur.

L'entrée des données est située en haut à gauche. Dans cette section, quelques indices tirés des données empiriques sont utilisés afin de calculer la corrélation entre les ratios. Spécifiquement, il faut ajouter sous les colonnes intitulées b_j , b_e , r_j et r_e , les probabilités moyennes respectives de voir apparaître les comportements (b_j et b_e) et les conséquences (r_j et r_e). Dans cet exemple, les probabilités sont respectivement 0,90, 0,10, 0,10 et 0,40. Pour ces quatre colonnes, il est impératif d'entrer des proportions, c'est-à-dire des valeurs entre 0 et 1.

Sous ces colonnes, cinq lignes permettent d'ajuster le modèle et l'inférence statistique. D'abord, sur la ligne intitulée Corrélation empirique, il faut entrer la corrélation obtenue lorsque l'utilisateur a testé préalablement la relation d'appariement, c'est-à-dire la corrélation observée entre les comportements et les renforçateurs obtenus d'un participant. Il faut faire attention ici de bien entrer la corrélation de Pearson (r) et non la variance expliquée (r^2) qui est le carré de la corrélation. Ensuite, sous cette ligne, se trouve la ligne intitulée Corrélation entre comportements. Il faut y entrer la contrainte sous laquelle l'échantillonnage (l'observation) des comportements s'est réalisé. Une corrélation négativement parfaite de -1 est suggérée [17,20]. Cela signifie que les comportements b_j et b_e sont réciproques : connaître la fréquence d'un comportement détermine la fréquence de l'autre. Dans les conditions où deux seuls comportements sont possibles et où il y a un maximum de comportements observables par séance, alors la contrainte est vraisemblable. Une façon de le vérifier est de constater si la probabilité du comportement b_j est

égale à la différence de 1 moins la probabilité du comportement b_e . Si c'est approximativement le cas, la contrainte est adéquate. Dans le cas contraire, une valeur de zéro peut être préférée. À noter qu'une valeur arbitraire peut aussi être utilisée selon l'échantillonnage utilisé. Elle doit se situer entre -1 et 1 , et doit, dans la mesure du possible, représenter l'échantillonnage comportemental. Il est suggéré d'utiliser -1 dans le cas d'un échantillonnage par intervalle et 0 pour un échantillonnage continu. Le premier cas est d'ailleurs ce qui est programmé par défaut. Le nombre de séances correspond au nombre de données (taille d'échantillon) avec laquelle l'analyse de l'appariement est réalisée. Techniquement, la valeur est un nombre entier positif. La quatrième ligne, Alpha, correspond à la probabilité de faire une erreur de type I, c'est-à-dire la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle lorsqu'elle est vraie. La valeur est fixée à 0,05 comme c'est le cas dans la plupart des domaines en sciences humaines. Enfin, la cinquième ligne intitulée Direction du test, permet de choisir si l'inférence statistique est bidirectionnelle (teste simultanément si la corrélation empirique est significativement plus grande ou plus petite que la corrélation hypothétique) ou unilatérale (teste uniquement si la corrélation empirique est significativement plus grande que la corrélation hypothétique, ou son contraire et non les deux à la fois). Par défaut, le test est unilatéral et évalue si la corrélation empirique surpasse la corrélation hypothétique. Pour modifier la direction du test, il faut modifier selon les modalités suivantes : 0 représente un test unilatéral supérieur (par défaut), 1 correspond à un test unilatéral inférieur et 2 représente un test bilatéral. Pour obtenir le résultat dans la sortie statistique, il faut impérativement inclure le nombre de séances et la corrélation empirique.

La deuxième section consiste aux notes explicatives situées à droite lorsque la feuille de calcul est ouverte. Ces commentaires mentionnent simplement ce qui est énuméré précédemment. La première note explique ce qu'il faut entrer sous les colonnes intitulées b_j , b_e , r_j et r_e . La deuxième note commente la corrélation empirique, la corrélation entre les comportements, le nombre de séances d'observation, la valeur alpha et la direction du test.

La troisième section présente la sortie statistique. La première valeur, Corrélation comparative, consiste à la corrélation hypothétique du modèle nul (la corrélation $r_{A \cdot C / B \cdot D}$ selon [20]). Si l'utilisateur souhaite connaître la valeur de la corrélation hypothétique sans la comparer à une autre valeur comparative, c'est cette cellule qui l'en informera. La valeur-z obtenue est la différence entre une statistique observée (la corrélation empirique) et le paramètre de population hypothétique. Statistiquement, une distance de 1,64 (pour un test unilatéral) ou de 1,96 (pour un test bilatéral) signifie que l'hypothèse nulle d'absence de lien est rejetée. Conjointement à cela, la ligne probabilité (valeur- p) indique la probabilité de la corrélation obtenue par rapport à la corrélation hypothétique. Il s'agit de la probabilité de la valeur-z. Enfin, la ligne Significatif indique si la différence est significative par l'abréviation Sig ou *n.s.* dans le cas contraire. L'utilisateur n'a qu'à consulter cette ligne pour connaître si le sujet se comporte statistiquement différemment du modèle nul. Si c'est le cas, alors les comportements du sujet sont vraisemblablement sensibles aux contingences de renforcement. Autrement, les

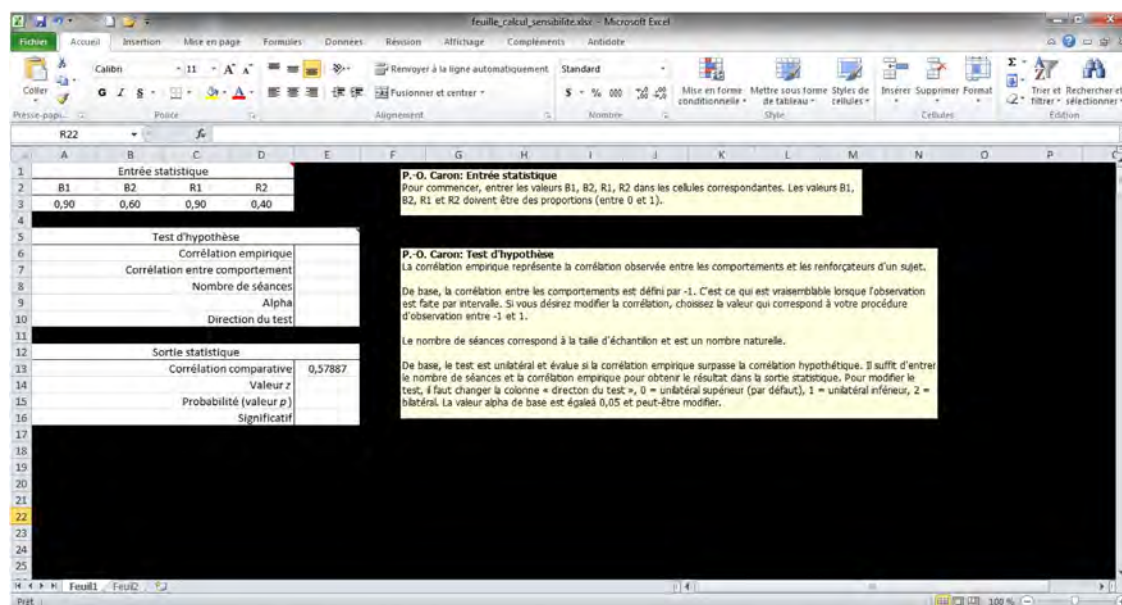


Figure 1 Ouverture de la feuille de calcul permettant d'évaluer la sensibilité sous Microsoft Office Excel 2010. Noter la présence de trois sections : l'entrée d'indices en haut à gauche, la sortie statistique au centre gauche et les notes explicatives à droite. Des données sont déjà entrées à titre démonstratif.

First page of the Microsoft Office Excel 2010 spreadsheet evaluating sensitivity to reinforcement. Note the presence of three sections: the input (entrée statistique and Tests d'hypothèse) in the upper left corner, the output (sortie statistique) in the bottom left corner and some explanatory notes in the right side. Data are already entered for demonstrative purposes.

données ne sont pas une preuve suffisante pour soutenir la conclusion.

Fonctionnement du logiciel de R et de Matlab

Afin de permettre une plus grande dissémination de l'évaluation des relations d'appariement, une fonction R et une fonction Matlab sont offertes. Cette section décrit leur fonctionnement simultanément, car les deux sont semblables.

Évaluation de la relation d'appariement sous R

Le [matériel supplémentaire](#) contient le code nécessaire à l'implantation de l'évaluation de la relation. Recopier l'ensemble de la figure dans la console R ou télécharger le fichier permettra d'utiliser EvalSensi comme fonction.

La programmation calcul l'évaluation de la probabilité d'une corrélation empirique obtenue d'une relation d'appariement par rapport à la corrélation hypothétique proposée par le modèle nul. Ces calculs sont décrits par [20]. Il faut simplement rappeler qu'elle fonctionne avec un minimum de quatre arguments (b_j , b_e , r_j et r_e). Dans ce cas, elle rapporte la corrélation hypothétique seulement. Si on y ajoute la corrélation empirique et N , la fonction rapporte le test d'hypothèse. Les trois autres arguments, alpha, la corrélation entre les comportements (r_{cpt}) et la direction du test (Dir), sont déjà fixés et peuvent être modifiés au besoin. La sortie de la fonction retourne, comme c'est le cas avec la feuille de calcul Microsoft Office Excel 2010, quatre valeurs. La première est la corrélation hypothétique

du modèle nul. La deuxième est la valeur z . La troisième est la valeur- p associée à la valeur z . Enfin, la quatrième est l'indice littéral indiquant si la relation d'appariement observée est significativement différente de celle du modèle nul. Bref, la sortie R est très similaire à la sortie de la feuille de calcul.

Évaluation de la relation d'appariement sous Matlab

Le matériel supplémentaire contient le code nécessaire à l'évaluation des relations d'appariement dans le logiciel Matlab. Puisqu'elle est fonctionnellement similaire au code R, elle ne sera pas décrite davantage. Pour la faire fonctionner, il faut ouvrir le document dans le logiciel Matlab. Le programme fonctionne avec un minimum de quatre arguments (b_j , b_e , r_j et r_e). Alors, il rapporte seulement la corrélation hypothétique. Si on y ajoute la corrélation empirique, la fonction rapporte le test d'hypothèse. La sortie est la même que celle de la fonction R et de la feuille de calcul dans Microsoft Office Excel 2010.

Illustration

Pour illustrer le fonctionnement de la feuille Excel, un exemple hypothétique inspiré de Caron, Forget et Rivard [22] est utilisé. L'objectif de l'étude est d'analyser par l'intermédiaire de la loi de l'appariement la relation naturelle qui existe entre les comportements de jouer et l'attention sociale. Dans la procédure de l'étude, un enfant âgé de quatre ans est placé dans une situation

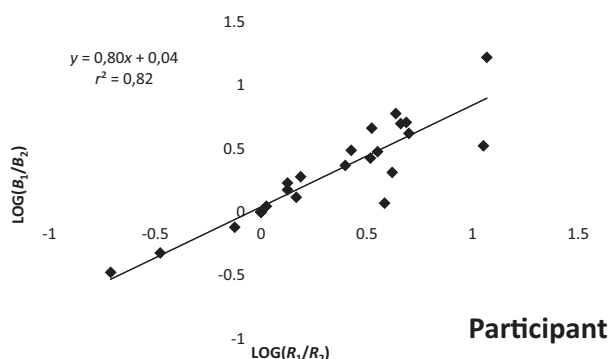


Figure 2 Les résultats hypothétiques du participant. Ils représentent la relation d'appariement du sujet. Il s'agit de la relation entre le ratio des renforçateurs par rapport aux ratios des comportements, et ce, sous forme logarithmique. Le coefficient (0,80) représente la sensibilité et la constante (0,04) représente le biais. La variance expliquée est de 0,82, soit une corrélation de 0,90. Exemple inspiré de Caron, Forget et Rivard [22].

Hypothetical example of the subject. Results represent the matching relation which is the relation between reinforcer rate ratios (abscissa) and response rate ratios (ordinate) in log form. The coefficient of 0.80 represents sensitivity and the intercept 0.04 represents the bias. Explained variance is 0.82, which corresponds to correlation of 0.90. Example inspired of Caron, Forget et Rivard [22].

de jeu libre en garderie. L'enfant peut émettre deux catégories de comportement : jouer ou émettre d'autres réponses. Le renforçateur étudié est l'attention sociale contingente à l'un et l'autre de ces comportements. Les ratios de renforçateur ne sont pas contrôlés. Une procédure d'observation par intervalle intermittent (5 s d'observation suivie de 5 s d'enregistrement manuscrit) est utilisée. Les comportements de l'enfant sont observés pendant 20 séances.

La Fig. 2 présente les ratios de renforcement (en abscisse) par rapport aux ratios de comportement (en ordonnée). Les axes sont sous forme logarithmique. L'allocation des réponses du participant est très bien expliquée par la loi généralisée de l'appariement $r(18)=0,90$ et cette dernière explique 81,74 % de la variance. Le participant montre un sous-appariement de 0,80 et un biais de 0,04, c'est-à-dire une préférence négligeable pour le comportement de jouer (b_j). Cette relation d'appariement est très similaire à celle obtenue dans la littérature appliquée sur le sujet [13,15,21].

Afin de préparer l'analyse, il faut calculer la probabilité d'émettre une réponse de jouer (b_j) et celle d'un autre comportement (b_e) ainsi que leur probabilité respective d'être renforcée (r_j et r_e). Ces renseignements sont calculés à partir des données empiriques. Dans cet exemple les valeurs sont de $\Pr(b_j)=0,67$, $\Pr(b_e)=0,34$. Pour calculer les probabilités de renforcement, il faut calculer le taux de renforcement par séance divisé par la probabilité de la réponse (sans la division, le calcul donnerait la probabilité d'un renforçateur conditionnel à la réponse). Ces calculs donnent ainsi les valeurs de $\Pr(r_j)=0,66$ et $\Pr(r_e)=0,59$. Ces deux valeurs sont relativement élevées et pourraient inquiéter un intervenant ou un chercheur, c'est-à-dire,

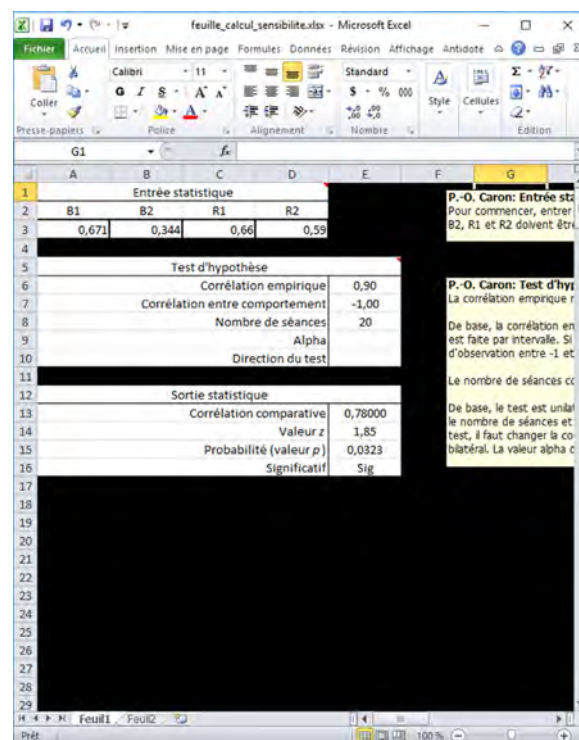


Figure 3 Résultats de l'exemple hypothétique dans la feuille de calcul.

Results of the hypothetical example in the spreadsheet.

comme St. Peter [21] le souligne, que les taux de renforcement sont si élevés que la relation d'appariement pourrait être fallacieuse. Ensuite, il faut déterminer une corrélation interrponses entre les valeurs de -1 et 1 . Puisque dans ce cas, $\Pr(b_j) \approx 1 - \Pr(b_e)$ et que la procédure est par intervalle intermittent, la valeur de -1 est tout à fait vraisemblable. La Fig. 3 montre où placer ces renseignements dans la feuille de calcul et les résultats obtenus. La Fig. 4 quant à elle montre les différentes étapes du calcul présentées dans l'Annexe. Il s'agit de la seconde feuille du fichier Excel. Il n'est pas nécessaire à l'utilisateur d'entrer aucun renseignement, les calculs sont automatisés.

Une fois les probabilités de b_j , b_e , r_j et r_e ainsi que le nombre de séances ($n=20$) et la corrélation empirique ($r=0,90$), la feuille affiche les résultats présentés au Tableau 1. Notez qu'il est facultatif d'entrer la corrélation interrponses de -1 , car le logiciel choisit cette valeur par défaut. Le tableau montre que la corrélation attendue par le modèle nul est de 0,78 (corrélation comparative), ce qui correspond à une différence (en score z) de 1,87. Puisque, dans ce cas, nous testons à savoir si la relation d'appariement de participant est meilleure que celle attendue par le modèle nul, on choisit une valeur alpha de 0,05 et un test unidirectionnel (valeurs par défaut dans la feuille). Avec ce test d'hypothèse, le résultat est significatif : on rejette l'hypothèse selon laquelle le participant agit seulement en fonction des propriétés statistiques inhérentes aux opérantes. Autrement dit, les comportements de sujet sont vraisemblablement sensibles aux contingences de renforcement.

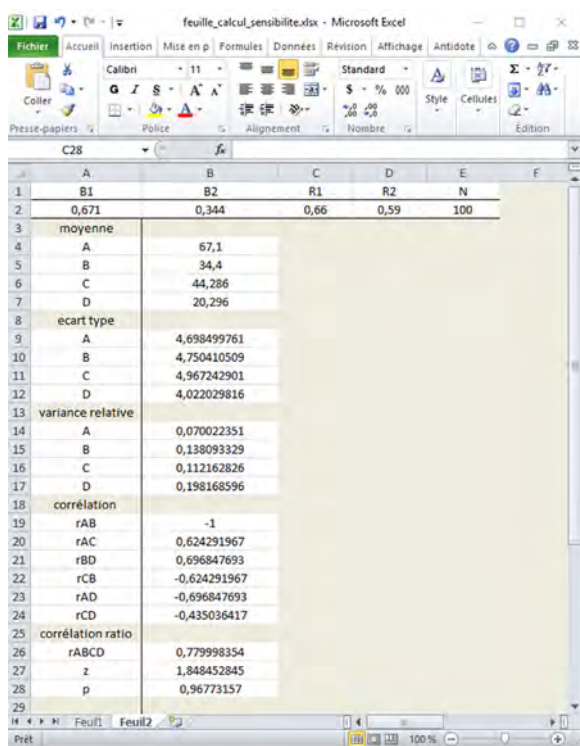


Figure 4 Calculs liés à l'exemple hypothétique. Les détails sont présentés dans la feuille de calcul. Voir [20] pour plus de renseignements sur les calculs.

Computation related to the hypothetical example. Details are presented in the spreadsheet. See [20] for more informations on the computation.

Tableau 1 Résumé des résultats.
Summary of results.

Entrée statistique			
B ₁	B ₂	R ₁	R ₂
0,671	0,344	0,658	0,587
Test d'hypothèse			
Corrélation empirique			0,90
Corrélation entre comportement			-1,00
Nombre de séances			20
Alpha			
Direction du test			
Sortie statistique			
Corrélation comparative			0,78
Valeur z			1,87
Probabilité (valeur-p)			0,03
Significatif			Sig

De façon intéressante, la valeur-p est assez près du seuil de signification, soit 0,03. Utiliser un test bidirectionnel, par exemple, rendrait le résultat non significatif. Cela illustre bien comment le modèle nul est beaucoup plus sévère qu'une hypothèse nulle traditionnelle. Le critère de Reed

quant à lui conclurait que la corrélation empirique est très convaincante. Ici, le résultat est plus nuancé.

Il est aussi possible d'illustrer encore une fois la flexibilité du test en modifiant les probabilités de renforcement par $\Pr(r_j) = 0,20$ et $\Pr(re) = 0,30$. Dans ce cas, la corrélation du modèle nul devient 0,503 (au lieu de 0,78). Avec les mêmes probabilités de comportement et la même corrélation empirique, cela donne un score z de 3,87, $p < 0,001$, ce qui est beaucoup plus convaincant comme rejet de l'hypothèse nulle. Cet exemple illustre bien comment le test rend compte du problème soulevé par St. Peter [21].

Discussion

L'objectif du présent article est de présenter trois logiciels implémentant les calculs des propriétés statistiques inhérentes aux situations opérantes et du test d'hypothèse pour évaluer la sensibilité au renforcement. Dans l'optique de démocratiser l'utilisation de cette analyse et d'ainsi améliorer la qualité des études publiées sur la loi de l'appariement, trois logiciels sont rédigés et offerts aux lecteurs. L'analyste du comportement avec peu ou pas d'expérience dans la façon de conduire des analyses sur la loi de l'appariement a dorénavant les outils nécessaires pour analyser l'interaction comportement-renforcement dans plusieurs contextes de recherche et de milieux cliniques. Le lecteur doit néanmoins rester vigilant, car le présent ouvrage détaille l'une de plusieurs approches possibles quant à l'évaluation de l'appariement. De plus, les calculs des procédures et les logiciels employés ne sont qu'une suggestion parmi plusieurs logiciels que le lecteur pourrait vouloir utiliser. Il est donc libre d'implémenter la procédure comme il le souhaite. Finalement, les lecteurs et potentiels utilisateurs sont encouragés à modifier et ajuster les paramètres afin de bien refléter leurs propres travaux et, si possible, de contribuer à l'étude sur des propriétés statistiques inhérentes aux situations opérantes.

Déclaration de liens d'intérêts

L'auteur déclare ne pas avoir de liens d'intérêts.

Annexe A.

Par souci de simplicité et, sans égard à la généralité, prenons la loi simple de l'appariement

$$\frac{b_j}{b_e} = \frac{r_j}{r_e}$$

où b représente les comportements, r représente les renforçateurs et où les indices, $i = \{j, e\}$ représentent les comportements d'intérêt, j , et les autres, e , comportements.

Le modèle est basé sur les hypothèses suivantes.

La fréquence d'apparition des comportements et des renforçateurs est distribuée selon une distribution binomiale dont les paramètres sont p , la probabilité d'apparition, et n , la taille d'échantillon.

La fréquence d'apparition des renforçateurs est conditionnelle à l'apparition d'un comportement. Autrement dit, la fréquence d'apparition d'un renforçateur (r_i) est le produit de sa probabilité et de la probabilité du comportement (b_i), soit $p_{b_i} \times p_{r_i}$.

Il existe une corrélation arbitraire entre les deux comportements, cor_{b_i, b_j} , dont la valeur se situe entre -1 et 1 .

Considérant ces conjectures, celles-ci permettent de calculer a priori, la moyenne, $\mathbb{E}(b_i) = np_{b_i}$, la variance, $\sigma_{b_i}^2 = np_{b_i}(1 - p_{b_i})$, de l'apparition des comportements. Ensuite, il est possible de calculer la moyenne conditionnelle, $\mathbb{E}(r_i) = np_{b_i}p_{r_i}$, et la variance conditionnelle, $\sigma_{r_i}^2 = np_{b_i}p_{r_i}(1 - p_{b_i}p_{r_i})$ de l'apparition des renforçateurs.

Dès lors, il est aussi possible de calculer la covariance entre chacune des composantes, b_i et r_i par $\text{cov}_{b_i, r_i} = p_{b_i}p_{r_i} - p_{b_i}^2p_{r_i}$. Il est aussi possible de calculer le coefficient de variation, $V_x = \frac{\sigma_x}{\mathbb{E}(x)}$ où x représente b_i et r_i .

Une fois tous ces calculs réalisés, on s'attaque à la formule de la corrélation entre les ratios, soit

$$r_{\frac{b_j}{b_e} \cdot \frac{r_j}{r_e}} = \frac{r_{b_j}c_{b_j}V_{b_j}V_{r_j} - r_{b_j}r_{e}V_{b_j}V_{r_e} - r_{b_e}r_{j}V_{b_e}V_{r_j} + r_{b_e}r_{e}V_{b_e}V_{r_e}}{\sqrt{V_{b_j}^2 + V_{b_e}^2 - 2r_{b_j, b_e}V_{b_j}V_{b_e}} * \sqrt{V_{r_j}^2 + V_{r_e}^2 - 2r_{r_j, r_e}V_{r_j}V_{r_e}}}$$

Pour compléter l'analyse, il faut réaliser un test d'hypothèse où $r_{\frac{b_j}{b_e} \cdot \frac{r_j}{r_e}}$ correspond à l'hypothèse nulle. Il est possible de calculer une statistique distribuée en z (distribution normale centrée réduite), par l'équation :

$$z = \frac{\text{atanh}(r_{\text{emp}}) - \text{atanh}\left(r_{\frac{b_j}{b_e} \cdot \frac{r_j}{r_e}}\right)}{\sqrt{\frac{1}{n-3}}}$$

où r_{emp} correspond à la corrélation empirique obtenue par la loi de l'appariement et « atanh » correspond à fonction inverse de la tangente hyperbolique.

Puisqu'il s'agit d'une valeur z , un taux d'erreur de type I à 0,05 suggérera qu'il faut rejeter l'hypothèse nulle lorsque z est plus grand que 1,96 pour un test bicaudale, c'est-à-dire si on ne s'intéresse pas à savoir si l'effet est plus grand ou plus petit que l'hypothèse nulle, ou à une valeur de 1,64 pour un test unicaudale, c'est-à-dire si l'une ou l'autre des directions est d'intérêt, mais pas l'alternative.

Les différents outils proposés implémentent automatiquement ces calculs.

Annexe B. Matériel complémentaire

Le matériel complémentaire accompagnant la version en ligne de cet article est disponible sur <http://www.sciencedirect.com> et <https://doi.org/10.1016/j.jtcc.2018.01.003>.

Références

- [1] Herrnstein RJ. Relative and absolute strength of response as a function of frequency of reinforcement. *J Exp Anal Behav* 1961;4:267–72.
- [2] Baum WM. Matching, undermatching, and overmatching in studies of choice. *J Exp Anal Behav* 1979;32(2):269–81.
- [3] Wearden JH, Burgess IS. Matching since Baum (1979). *J Exp Anal Behav* 1982;38(3):339–48.
- [4] Baum WM. Matching, statistics, and common sense. *J Exp Anal Behav* 1983;39(3):499–501.
- [5] Davison M, McCarthy D. The matching law: a research review. Hilldale (NJ): Erlbaum; 1988.
- [6] Pierce WD, Epling WF. Choice, matching, and human behavior: a review of the literature. *Behav Anal* 1983;6(1):57–76.
- [7] Forget J, Donais S, Giroux N. La loi de l'appariement et ses applications en psychologie clinique et en éducation. *Rev Psychoeduc Orient* 2001;30(2):311–27.
- [8] McDowell JJ. On the classic and modern theories of matching. *J Exp Anal Behav* 2005;84(1):111–27.
- [9] McDowell JJ. On the theoretical and empirical status of the matching law and matching theory. *Psychol Bull* 2013;139(5):1000–28.
- [10] Caron P-O. Sur la loi de l'appariement. *Psychol Fr* 2017;62:29–55.
- [11] McDowell JJ. On the falsifiability of matching theory. *J Exp Anal Behav* 1986;45(1):63–74.
- [12] Bijou SW, Peterson RF, Ault MH. A method to integrate descriptive and experimental field studies at the level of data and empirical concepts. *J Appl Behav Anal* 1968;1(2):175–91.
- [13] Caron P-O, Royer F, Forget J. La sensibilité sociale : une recension critique. *Acta Comport* 2014;22(3):334–51.
- [14] Reed DD. Using Microsoft Office Excel® 2007 to conduct generalized matching analyses. *J Appl Behav Anal* 2009;42(4):867–75.
- [15] Rivard M, Forget J, Kerr K, Bégin J. Matching law and sensitivity to therapist's attention in children with autism spectrum disorders. *Psychol Rec* 2014;65(1):79–88.
- [16] Caron P-O. La loi généralisée de l'appariement: une simulation de Monte-Carlo. *Acta Comport* 2014;22(2):169–79.
- [17] Caron P-O. Matching without learning. *Adapt Behav* 2015;23(4):227–33.
- [18] McDowell JJ, Ansari Z. The quantitative law of effect is a robust emergent property of an evolutionary algorithm for reinforcement learning. In: Capcarrere M, Freitas A, Bentley P, Johnson C, Timmis J, editors. *Advances in artificial life: ECAL 2005*. LNAI 3630 Berlin: Springer-Verlag; 2005. p. 413–22.
- [19] Rachlin H. Economics of the matching law. In: Commons ML, Herrnstein RJ, Rachlin H, editors. *Quantitative analyses of behavior: matching and maximizing accounts II*. Cambridge: Ballinger; 1982. p. 347–74.
- [20] Caron P-O. On the statistical properties of operant settings and their contribution to the evaluation of sensitivity to reinforcement. *Adapt Behav* 2017;25(4):185–93.
- [21] Peter St, Vollmer CC, Bourret TR, Borrero JC, Sloman CSW, Rapp KNJT. On the role of attention in naturally occurring matching relations. *J Appl Behav Anal* 2005;38(4):429–43.
- [22] Caron P-O, Forget J, Rivard M. The response allocation of children in mainstream day care according to social reinforcer ratios. *Eur J Behav Anal* 2017;18(2):242–50.